Psychiatr. Pol. 2019; 53(5): 1069–1086
PL ISSN 0033-2674 (PRINT), ISSN 2391-5854 (ONLINE)
www.psychiatriapolska.pl
DOI: https://doi.org/10.12740/PP/91729

Polska wersja *Inwentarza Żałoby Powikłanej* – wstępna walidacja

Polish version of *the Inventory of Complicated Grief* – preliminary validation

Karolina Ludwikowska-Świeboda[1], Bogusława Lachowska[2]

[1] Instytut Psychologii, Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie
[2] Instytut Psychologii, Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II

Summary

Aim. The purpose of the following study was to verify the psychometric properties of the Polish version of the Inventory of Complicated Grief.

Method. 278 people who experienced loss of a close relative or a friend participated in the research on adaptation of the tool. The following research methods were applied: ICG (Inventory of Complicated Grief), BDI (Beck Depression Inventory), STAI (State-Trait Anxiety Inventory), IES-R (Impact of Events Scale-Revised), AHS (Adult Hope Scale), LOT-R (Life Orientation Test-Revised), GSES (General Self-Efficacy Scale), MSTAT-2 (Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance).

Results. The statistical analyses conducted as part of the research prove the Polish version of the ICG to be a reliable and valid tool (Cronbach's $\alpha = 0.941$). A moderate positive correlation was noted between the overall ICG score and depression ($r = 0.50$; $p < 0.001$), post-traumatic stress disorder (r = 0.67; p < 0.001) and trait anxiety ($r = 0.59$; $p < 0.001$). The general ICG results also display negative correlation between variables related to positive expectations of the future: optimism ($r = -0.37$; $p < 0.001$), hope for success ($r = -0.19$; $p = 0.001$), general self-efficacy ($r = -0.27$; $p < 0.001$), and ambiguity tolerance ($r = -0.27$; $p < 0.001$). The conducted confirmatory factor analysis (CFA) revealed that the one-factor model of the Polish version of the Inventory of Complicated Grief can be considered well-fitted to the data (correlation of measurement errors was allowed).

Conclusions. Preliminary studies on the adaptation of the Polish version of the ICG prove, therefore, that it is a valid and reliable tool. However, further research is needed to help better understand the structure of complicated grief symptoms.

Słowa klucze: żałoba powikłana, utrata bliskiej osoby, żałoba chroniczna

Key words: complicated grief, loss of the loved one, prolonged grief disorder

Wprowadzenie

Choć żałoba jest określana jako naturalna odpowiedź na utratę, niektórzy mimo upływu dłuższego czasu od śmierci bliskiej osoby nie są w stanie powrócić do normalnego funkcjonowania psychospołecznego [1]. Szacuje się, że około 2–3% populacji cierpi z powodu powikłań w procesie żałoby [2]. Istotą żałoby powikłanej jest chroniczne doświadczanie intensywnych i specyficznych przeżyć związanych z sytuacją śmierci ukochanej osoby, co powoduje istotne pogorszenie codziennego funkcjonowania [3]. Owe przeżycia odnoszą się do takich symptomów jak: silna tęsknota za zmarłym uniemożliwiająca codzienne funkcjonowanie, trudności z zaakceptowaniem utraty, unikanie bodźców przypominających o utracie, niezdolność do zaufania innym ludziom od momentu śmierci bliskiej osoby, gniew i rozgoryczenie związane ze stratą, niepewność co do własnej tożsamości i roli (samoocena i koncepcja siebie), odrętwienie emocjonalne, poczucie szoku i zaskoczenia, poczucie pustki i braku sensu życia od momentu śmierci bliskiej osoby [4, 5]. Warto podkreślić, że wymienione symptomy są powszechne także w początkowym okresie żałoby (*acute grief*) i wówczas nie stanowią zaburzonej reakcji na utratę. Istotnym kryterium, które pozwala odróżnić żałobę niepowikłaną od powikłanej, jest zatem czas, jaki upłynął od śmierci bliskiej osoby.

Kryteria czasowe odnoszą się do okresu, w jakim można mówić o utrwaleniu doświadczanych symptomów, jak i do norm dotyczących przeżywania żałoby przyjętych w danej kulturze. Badania podłużne przeprowadzone przez Prigerson i wsp. [4] w grupie 291 osób pogrążonych w żałobie dowiodły, że diagnoza żałoby powikłanej przed upływem 6. miesiąca od momentu utraty kogoś bliskiego jest nieuzasadniona. Nie pozwala bowiem na trafną identyfikację osób będących w grupie ryzyka długotrwałych zaburzeń funkcjonowania psychospołecznego. Badania ujawniły również, że osoby spełniające kryteria żałoby powikłanej w okresie 6–12 miesięcy od momentu śmierci kogoś bliskiego, także w późniejszym czasie doświadczały szeregu trudności: 83,3% osób badanych wskazywało na niską jakość życia (w porównaniu z 14,7% osób niespełniających kryteriów żałoby powikłanej), a u 28,6% stwierdzono zaburzenia zdrowia psychicznego, nieobecne wcześniej (depresja, zaburzenia po stresie traumatycznym, zespół lęku uogólnionego). W związku z tym Prigerson i wsp. [4] zasugerowali, że w wypadku diagnozy żałoby powikłanej okres, jaki upłynął od śmierci bliskiej osoby, nie powinien być krótszy niż 6 miesięcy.

Kryterium to nie uwzględnia jednak norm kulturowych i religijnych, które także mogą w wysokim stopniu wpływać na sposób przeżywania utraty [6, 7]. W pierwszym roku po śmierci kogoś bliskiego pojawia się konieczność przeżywania po raz pierwszy różnych uroczystości rodzinnych i świąt bez zmarłego, dlatego samopoczucie osoby pogrążonej w żałobie może się okresowo pogarszać [8]. Oczekiwania odnośnie szybkiego powrotu do normalnego funkcjonowania psychospołecznego mogą rodzić wówczas poczucie nieadekwatności własnych odczuć i reakcji, co utrudnia proces radzenia sobie z utratą [9]. Dlatego też bardziej uzasadnione wydaje się kryterium czasowe przyjęte w klasyfikacji zaburzeń psychicznych DSM-5, które wynosi co najmniej 12 miesięcy od momentu śmierci bliskiej osoby [6].

Wśród czynników prowadzących do powikłań w procesie żałoby można wyróżnić zarówno takie, które odnoszą się do tego, kim była dla osieroconego zmarła osoba, jak i intrapersonalne czynniki ryzyka związane z charakterystyką osoby doświadczającej utraty [10]. Jak ukazują dotychczas prowadzone badania, żałoba po utracie dziecka przez rodziców jest bardziej intensywna i długotrwała niż żałoba po utracie współmałżonka lub rodzica [11]. Istotnym korelatem żałoby powikłanej należącym do intrapersonalnych czynników ryzyka są negatywne przekonania osoby osieroconej. Ludzie doświadczający utraty mogą generować negatywne przekonania dotyczące ich przyszłości w efekcie śmierci kogoś bliskiego (lęk przed tym, jak sobie bez niego poradzą). Koncentracja na przeszłości może być w tym wypadku sposobem na unikanie myślenia o teraźniejszości oraz przyszłości, która jawi się jako pesymistyczna [12]. Badania przeprowadzone przez Boelena i wsp. [13] ukazały, że negatywne przekonania dotyczące siebie i przyszłości są istotnymi mediatorami związku między śmiercią bliskiej osoby w traumatycznych okolicznościach (związanych z przemocą) a nasileniem żałoby powikłanej. Również związek optymizmu z nasileniem żałoby powikłanej został potwierdzony empirycznie, choć badania podłużne nie wykazały, by był on istotnym predyktorem symptomów powikłanego smutku doświadczanych 6 i 15 miesięcy po dokonaniu pierwszego pomiaru optymizmu [14]. Utrata osoby bliskiej wiąże się ze zmianami w systemie rodzinnym, rodzi poczucie niepewności co do przyszłości. Stąd istotną rolę w procesie adaptacji może też odgrywać tolerancja niejednoznaczności [15].

Wynikiem dezadaptacyjnego radzenia sobie ze śmiercią bliskiej osoby może być nasilenie także innych zaburzeń zdrowia psychicznego [16]. Objawy żałoby powikłanej mogą więc współwystępować z zaburzeniem po stresie traumatycznym (PTSD), depresją i podwyższonym poziomem lęku, ale stanowią unikalny komponent i są zogniskowane wokół sytuacji utraty osoby bliskiej. Dowiodły tego m.in. badania, w których pod względem nasilenia depresji, lęku i żałoby powikłanej porównywano grupę osób przyjmujących nortryptylinę i grupę kontrolną. Okazało się, że objawy depresji i lęku istotnie się zmniejszyły w grupie osób przyjmujących lek antydepresyjny, jednak objawy żałoby powikłanej utrzymywały się i nie były istotnie niższe w stosunku do grupy kontrolnej [16].

Pomiarowi nasilenia żałoby powikłanej służy powszechnie wykorzystywana skala ICG (*Inventory of Complicated Grief*) autorstwa Prigerson i wsp. [16]. Skala ta składa się z 19 stwierdzeń opisujących myśli i odczucia powiązane ze śmiercią bliskiej osoby. Badani zaznaczają przy każdym z nich, jak często doświadczają określonych myśli i odczuć na skali 5-stopniowej (0 – nigdy, 4 – zawsze). Wiele dotychczas prowadzonych badań w różnych kręgach kulturowych i grupach wiekowych dowiodło rzetelności i trafności tej skali [16–19]. Badania, w których uczestniczyło 97 owdowiałych kobiet, pozwoliły na ustalenie współczynnika rzetelności (alfa Cronbacha) – okazało się, że jest on wysoki i wynosi 0,94. Skala ICG pozytywnie koreluje z innymi metodami do badania reakcji żałoby oraz depresji: związek ze skalą BDI (*Beck Depression Inventory*) wynosi $r = 0,67$ ($p < 0,001$), a ze skalą TRIG (*Texas Revised Inventory of Grief*) $r = 0,87$ ($p < 0,001$). Trafność kryterialna tej skali również została potwierdzona – wdowy uzyskujące wyniki mieszczące się w górnym kwartylu w skali ICG

przejawiały istotnie bardziej nasilone trudności w zakresie funkcjonowania fizycznego, psychicznego i społecznego niż osoby z niższymi wynikami. Młodzież pogrążona w żałobie uzyskuje istotnie wyższe wyniki w skali ICG niż osoby, które nie utraciły nikogo bliskiego [17]. Jak pokazują badania Marques i wsp. [18] przeprowadzone wśród osób dorosłych, żałobnicy cierpiący z powodu różnorodnych zaburzeń lękowych uzyskują wyższe wyniki w skali ICG niż osoby zdrowe. Badania Carmassi i wsp. [19] potwierdzają tę zależność – osoby z diagnozą PTSD uzyskują w skali ICG wyższe wyniki niż grupa osób zdrowych.

Włoskie i koreańskie badania nad adaptacją skali ICG wskazywały, że skala ta ma strukturę jednoczynnikową [17, 19]. Przeprowadzona analiza konfirmacyjna w badaniach O'Connor i wsp. [20] wśród 292 osób w wieku 60–81 lat, które doświadczyły śmierci bliskiej osoby, ujawniła dobre dopasowanie modelu jednoczynnikowego do danych. Stwierdzenia budujące skalę ICG są spójne w dużej mierze z kryteriami diagnostycznymi dla uporczywej złożonej żałoby (PCBD: *Persistent Complex Bereavement-Related Disorder*), które znalazło się w piątym wydaniu DSM [6]. Na podstawie wyniku uzyskanego w skali ICG możliwe jest wyodrębnienie grupy klinicznej, stąd narzędzie to może być pomocne w diagnozowaniu żałoby powikłanej. W badaniach Prigerson i wsp. [16] wynik 25 lub wyższy wskazywał na to, że osoba badana może cierpieć z powodu żałoby powikłanej (górny kwartyl wyników uzyskanych w badaniach przeprowadzonych przez ten zespół), natomiast w badaniu Shear i wsp. [21] przyjęto liczbę 30 i wyższy wskaźnik punktowy. Interesujących danych dostarczają badania Simon i wsp. [22], którzy wśród 782 badanych osób wyodrębnili grupę 288 osób cierpiących z powodu żałoby powikłanej. Były to osoby spełniające następujące kryteria: same poszukiwały pomocy w związku z poniesioną utratą, diagnoza żałoby powikłanej została potwierdzona w wywiadzie klinicznym, w skali ICG osoby te uzyskały wynik 30-punktowy lub wyższy. Eksploracyjna analiza czynnikowa przeprowadzona na wynikach osób z diagnozą żałoby powikłanej wskazała na możliwość pogrupowania poszczególnych stwierdzeń skali ICG w sześć kategorii, takich jak: (1) tęsknota i zaabsorbowanie osobą zmarłą, (2) złość i rozgoryczenie, (3) szok i niedowierzanie, (4) izolowanie się od innych osób, (5) halucynacje związane ze zmarłym, (6) zmiany w zachowaniu. Analiza czułości (*sensitivity*) i swoistości (*specificity*) ujawniła, że obecność objawów z pierwszego klastra (tęsknota i zaabsorbowanie osobą zmarłą) oraz objawów jednego z pozostałych klastrów dobrze różnicuje grupę osób doświadczających żałoby powikłanej od osób zdrowych [22].

Istnieją również inne wersje skali ICG, które stanowią modyfikację skali oryginalnej – m.in. 15-itemowa skala *Inventory of Complicated Grief – Revised*, składająca się ze stwierdzeń odnoszących się do dystresu separacyjnego i traumatycznego [20].

Celem niniejszego opracowania jest prezentacja polskiej wersji *Inventory of Complicated Grief*. W kolejnych podrozdziałach przedstawione zostaną wyniki badań prowadzonych w polskiej populacji. Omówione zostaną wskaźniki rzetelności oraz trafności w kontekście współczesnych wyników badań, które ukazują związek między żałobą powikłaną a nasileniem innych zaburzeń zdrowia psychicznego, intrapsychicznymi czynnikami ryzyka i typem utraty.

Metoda

Charakterystyka grupy badanej

Niniejsze badania prowadzone były głównie na terenie województwa lubelskiego. Dostęp do grupy osób badanych uzyskano metodą doboru nieprobabilistycznego – przeszkoleni wcześniej wolontariusze rekrutowali do badań naukowych w miejscach swojego zamieszkania osoby spełniające następujące kryteria: wiek powyżej 18 lat oraz doświadczenie śmierci osoby znaczącej (członek najbliższej rodziny, przyjaciel, inna osoba wskazana przez badanego jako ważna) minimum 6 miesięcy przed badaniem. Badania kwestionariuszowe prowadzone były w obecności badacza w trakcie uprzednio umówionego spotkania, chyba że osoba badana wyrażała prośbę o możliwość samodzielnego wypełnienia kwestionariuszy w domu. W badaniach wzięło udział 278 dorosłych osób w wieku od 25 do 70 lat (średnia wieku 46,5 ± 9,3 roku). Około 71% stanowiły kobiety, a 29% mężczyźni (tab. 1). Większość badanych stanowiły osoby z wykształceniem wyższym, pracujące zawodowo. Ponad 60% osób badanych pozostawało w związku małżeńskim.

Tabela 1. **Charakterystyka demograficzna osób badanych**

Wyszczególnienie	Liczba osób badanych (n = 278)	Odsetek osób badanych (%)
Płeć		
Kobieta	198	71,2
Mężczyzna	80	28,8
Wykształcenie		
Podstawowe, zasadnicze zawodowe	46	16,5
Średnie	98	35,3
Wyższe	134	46,4
Student	5	1,8
Status zawodowy		
Praca zawodowa	220	79,1
Renta/emerytura	32	11,5
Bezrobotny lub inna sytuacja zawodowa	26	9,4
Stan cywilny		
Panna/kawaler	38	13,7
Zamężna/żonaty	177	63,3
Wdowa/wdowiec	37	13,3
Rozwiedziona/rozwiedziony	26	9,4

Wszystkie osoby, które wzięły udział w badaniach, deklarowały utratę członka najbliższej rodziny (87%), przyjaciela (4,4%) lub innej ważnej osoby (8,6%) (tab. 2).

Tabela 2. **Osoba, której śmierć została wskazana przez osobę badaną jako najbardziej dotkliwa**

Osoba zmarła	Liczba osób badanych (n = 278)	Odsetek osób badanych (%)
Ojciec	66	23,7
Matka	66	23,7
Współmałżonek	37	13,3
Dziecko	14	5,1
Brat lub siostra	23	8,3
Dziadek lub babcia	36	12,9
Przyjaciel	12	4,4
Inna ważna osoba	24	8,6

Dla 47,4% badanych najbardziej dotkliwą utratę stanowiła śmierć jednego z rodziców. Nieco ponad 13% wskazało w tym kontekście śmierć współmałżonka, a 5% osób badanych śmierć dziecka. Średni czas, jaki upłynął od momentu śmierci bliskiej osoby, wynosił około 8 ± 7,8 roku (rozpiętość tego okresu wahała się od 6 miesięcy do 39 lat).

Metody pomiaru zmiennych

W niniejszych badaniach posłużono się skalami: ICG (*Inventory of Complicated Grief*) autorstwa Prigerson i wsp. [16], IES-R (*Impact of Event Scale – Revised*) Weissa i Marmara [23] w polskiej adaptacji Juczyńskiego i Ogińskiej-Bulik [24], STAI (*State-Trait Anxiety Inventory*) Spielbergera i wsp. [25] w polskiej adaptacji Sosnowskiego i wsp. [26], BDI (*Beck Depression Inventory*) w polskiej adaptacji Parnowskiego i Jernajczyka [27], LOT-R (*Revised Life Orientation Test*) autorstwa Scheiera, Carvera i Bridgesa [28] w polskiej adaptacji Poprawy i Juczyńskiego [29], AHS (*Adult Hope Scale*) Snydera [30] w polskiej adaptacji Łaguny i wsp. [31], GSES (*General Self-Efficacy Scale*) autorstwa Jerusalema i Schwarzera [32] w polskiej adaptacji Juczyńskiego [29], MSTAT-II (*Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale – II*) autorstwa McLaina [33] w polskiej adaptacji Lachowskiej i Ludwikowskiej [34].

Skala IES-R służy do badania nasilenia zaburzeń po stresie traumatycznym (*Posttraumatic Stress Disorder* – PTSD) [23, 24]. Zarówno w oryginalnej, jak i w polskiej wersji skala ta składa się z 22 twierdzeń opisujących objawy odczuwanego stresu w ostatnich 7 dniach w odniesieniu do traumatycznego zdarzenia. Poszczególne pozycje skali odnoszą się do trzech wymiarów związanych z doświadczeniem zaburzenia po stresie traumatycznym: intruzji, pobudzenia i unikania. Oceny dokonuje się na 5-stopniowej skali (0 – wcale nie, 4 – zdecydowanie tak). Im wyższy wynik ogólny (suma trzech wymiarów skali), tym większe nasilenie objawów zaburzeń po stresie traumatycznym. Skala ta charakteryzuje się zadowalającą zgodnością wewnętrzną w wersji oryginalnej (podskala intruzji: α Cronbacha = 0,87–0,92; podskala unikania: α Cronbacha = 0,84–0,86; podskala pobudzenia: α Cronbacha = 0,79–0,90) i polskiej

tak w odniesieniu do całej skali (α Cronbacha = 0,92), jak i do poszczególnych podskal: intruzji (α Cronbacha = 0,89), pobudzenia (α Cronbacha = 0,85) i unikania (α Cronbacha = 0,78). Trafność polskiej wersji weryfikowano, korelując wyniki IES-R ze skalą do pomiaru stanu zdrowia psychicznego – GHQ-28 Goldberga. Skala Pobudzenia (IES-R) wykazywała pozytywny związek z wymiarem niepokoju/bezsenności (r = 0,46) i zaburzeniami funkcjonowania (r = 0,43) w ramach skali GHQ-28, natomiast intruzje z depresją (r = 0,51) [24].

Do badania nasilenia lęku wykorzystano skalę STAI [25]. Skala ta składa się z dwóch podskal, których stwierdzenia dotyczą samopoczucia osoby badanej. Podskala lęku rozumianego jako cecha zawiera 20 pytań odnoszących się do tego, jak osoba badana zazwyczaj się czuje, natomiast w podskali lęku rozumianego jako stan zawarte są pytania dotyczące samopoczucia w chwili wypełniania testu. Odpowiedzi na pytania są udzielane na czterostopniowej skali Likerta (1 – zdecydowanie nie, 4 – zdecydowanie tak). Im wyższy wynik, tym większe jest nasilenie lęku u osoby badanej. Obie podskale w wersji angielskiej charakteryzują się wysokim wskaźnikiem rzetelności (α Cronbacha = 0,95 dla podskali lęku rozumianego jako stan, α Cronbacha = 0, 93 dla podskali lęku rozumianego jako cecha) i wykazują pozytywny związek m.in. z depresją (r = 0,60 dla podskali lęku rozumianego jako cecha; r = 0,65 dla podskali lęku rozumianego jako stan) [35]. Polska wersja tej metody również ma potwierdzoną trafność i rzetelność (α Cronbacha w zależności od badań waha się w przedziale 0,76–0,92) [24].

W celu pomiaru nasilenia depresji posłużono się skalą BDI [36]. *Inwentarz depresji Becka* zarówno w wersji oryginalnej, jak i polskiej obejmuje 21 pozycji (objawów) i jest czterostopniową skalą samooceny nasilenia zaburzeń depresyjnych. Osoba badana wypełnia kwestionariusz, dokonując wyboru jednego z czterech zdań określających nasilenie danego objawu [37]. Nasilenie depresji określa się, sumując wszystkie pozycje (im wyższy wynik, tym bardziej nasilone są zaburzenia depresyjne). Oryginalna wersja skali BDI jest narzędziem rzetelnym (średnia α Cronbacha = 0,86 w grupie pacjentów psychiatrycznych; średnia α Cronbacha = 0,81 w grupie osób zdrowych), wykazuje też pozytywny związek ze skalą Hamilton *Psychiatric Rating Scale for Depression* (HRSD) (korelacje: r = 0,60–0,74). Polska wersja skali również ma potwierdzoną trafność i rzetelność [27].

Do badania nadziei na sukces wykorzystano skalę AHS autorstwa Snydera [30]. Kwestionariusz zawiera 12 stwierdzeń – 4 pozycje odnoszą się do przekonań o silnej woli, 4 do przekonań o umiejętności znajdowania rozwiązań, a pozostałe 4 to pozycje buforowe. Badani zaznaczają swoje odpowiedzi na skali ośmiostopniowej, gdzie 1 oznacza, że twierdzenie to jest zdecydowanie nieprawdziwe, a 8 – że twierdzenie to jest zdecydowanie prawdziwe. Im wyższy wynik ogólny (wyniki w dwóch podskalach), tym większy poziom nadziei. Skala ma akceptowalny wskaźnik zgodności wewnętrznej w wersji oryginalnej (α Cronbacha = 0,74–0,84) i w wersji polskiej (α Cronbacha = 0,82), oszacowany na podstawie badań wśród licealistów i osób bezrobotnych [31]. Skala ta zarówno w wersji oryginalnej, jak i polskiej wykazuje związek z takimi pokrewnymi konstruktami, jak: nadzieja podstawowa, samoocena, radzenie sobie w sytuacji trudnej, optymizm (badania na grupie osób bezrobotnych: rho Spearmana = 0,39), przekonanie o własnej skuteczności (badania licealistów: rho Spearmana = 0,36) [31].

Do pomiaru optymizmu wykorzystana została skala LOT-R autorstwa Scheiera, Carvera i Bridgesa [28]. Skala służy do badania optymizmu rozumianego jako cecha dyspozycyjna, wyrażająca się w zgeneralizowanym oczekiwaniu pozytywnych zdarzeń. Kwestionariusz zawiera 10 stwierdzeń (6 z nich ma wartość diagnostyczną dla optymizmu). Odpowiedzi na pytania są udzielane według 5-stopniowej skali, gdzie 0 oznacza „zdecydowanie nie odnosi się do mnie”, 1 – „raczej odnosi się do mnie”, 2 – „ani się odnosi, ani się nie odnosi”, 3 – „raczej odnosi się do mnie”, 4 – „zdecydowanie odnosi się do mnie”. Im wyższy wynik ogólny, tym większy jest poziom optymizmu. Wartość współczynnika rzetelności zarówno oryginalnej (α Cronbacha = 0,78), jak i polskiej wersji skali (α Cronbacha = 0,76) jest akceptowalna. Skala wykazuje pozytywny związek z takimi pokrewnymi konstruktami, jak poczucie własnej wartości mierzone skalą Rosenberga (r = 0,63), radzenie sobie ze stresem – zwłaszcza w kontekście podejmowania działań: istotna dodatnia korelacja z czynnikiem planowanie (r = 0,51) oraz ujemna korelacja z zaprzestaniem działań (r = –0,45). Skala wykazuje również ujemny związek z depresją (r = –0,54) [29].

Do badania przekonania o własnej skuteczności została zastosowana *Skala Uogólnionej Własnej Skuteczności* (GSES) [32]. Skala w wersji oryginalnej i polskiej składa się z 10 stwierdzeń, które wchodzą w skład jednego czynnika i odnoszą się do przeświadczenia o umiejętności podjęcia odpowiedniego działania w obliczu trudnych sytuacji i różnorodnych wyzwań. Odpowiedzi na pytania są udzielane według 4-stopniowej skali, gdzie 1 oznacza „nie”, natomiast 4 – „tak”. Im wyższy wynik w tej skali, tym większe przekonanie o własnej skuteczności. Rzetelność skali jest zadowalająca (α Cronbacha waha się od 0,76 do 0,90 – dane z różnorodnych badań prowadzonych wśród wielu narodowości). Współczynnik α Cronbacha polskiej wersji skali wynosi 0,85 [29]. Trafność teoretyczna skali również została potwierdzona – wykazano istotną korelację z konstruktami pokrewnymi – z wewnętrznym umiejscowieniem kontroli zdrowia (r = 0,25), optymizmem (r = 0,49) oraz ogólnym niepokojem (r = –0,54).

Do badania tolerancji na bodźce niejednoznaczne użyto metody *Multiple Stimulus Types Ambiquity Tolerance Scale – II* (MSTAT-II) [33] w polskiej adaptacji Lachowskiej i Ludwikowskiej [34]. Służy ona do pomiaru tolerancji rozumianej jako reakcja (mieszcząca się na kontinuum od odrzucenia po akceptację) na bodźce postrzegane jako nieznane, złożone, niemające jednoznacznego rozwiązania i będące przedmiotem sprzecznych interpretacji. Zawiera 14 stwierdzeń i na skali pięciostopniowej osoba badana określa stopień, w jakim dane stwierdzenie jest prawdziwe w stosunku do niej (1 – zdecydowanie się nie zgadzam, 5 – zdecydowanie się zgadzam). Skala w wersji oryginalnej posiada potwierdzoną rzetelność (α Cronbacha = 0,79) oraz trafność, m.in.: wykazano pozytywny związek ze skalą do pomiaru tolerancji niejednoznaczności MacDonalda (AT-20) oraz z poszukiwaniem wrażeń. Polska wersja skali również wykazuje w pełni satysfakcjonującą zgodność wewnętrzną (α Cronbacha = 0,87) oraz trafność zewnętrzną [34].

Statystyczna analiza danych

W celu oszacowania rzetelności skali posłużono się współczynnikiem α Cronbacha. Sprawdzano także trafność teoretyczną: czynnikową, zbieżną i różnicową oraz trafność kryterialną. W celu ustalenia wewnętrznej struktury polskiej wersji ICG (trafność czynnikowa) przeprowadzono konfirmacyjną analizę czynnikową (program AMOS 24). Trafność zbieżną weryfikowano na podstawie korelacji wyników w skali ICG z wynikami w skalach badających pokrewne konstrukty: depresję, lęk i PTSD. Trafność różnicową weryfikowano, sprawdzając związek między ICG a tolerancją niejednoznaczności oraz pozytywnymi oczekiwaniami wobec przyszłości, które są czynnikiem ochraniającym, jeśli chodzi o żałobę powikłaną. W celu zbadania trafności kryterialnej posłużono się testami różnic między osobami doświadczającymi straty dziecka, współmałżonka i rodzica.

Wyniki

Statystyki opisowe

Statystyki opisowe oraz właściwości psychometryczne polskiej wersji skali ICG opracowano na podstawie wyników uzyskanych przez 278 osób, które doświadczyły śmierci bliskiej osoby (tab. 1). Średnia ogólnego wyniku skali ICG wynosi 29 ± 16,40. Rozkład wyników uzyskanych w skali ICG istotnie odbiega od rozkładu normalnego, co wykazał test Kołmogorowa–Smirnowa ($z = 0{,}091$; $p < 0{,}001$) (wykres 1).

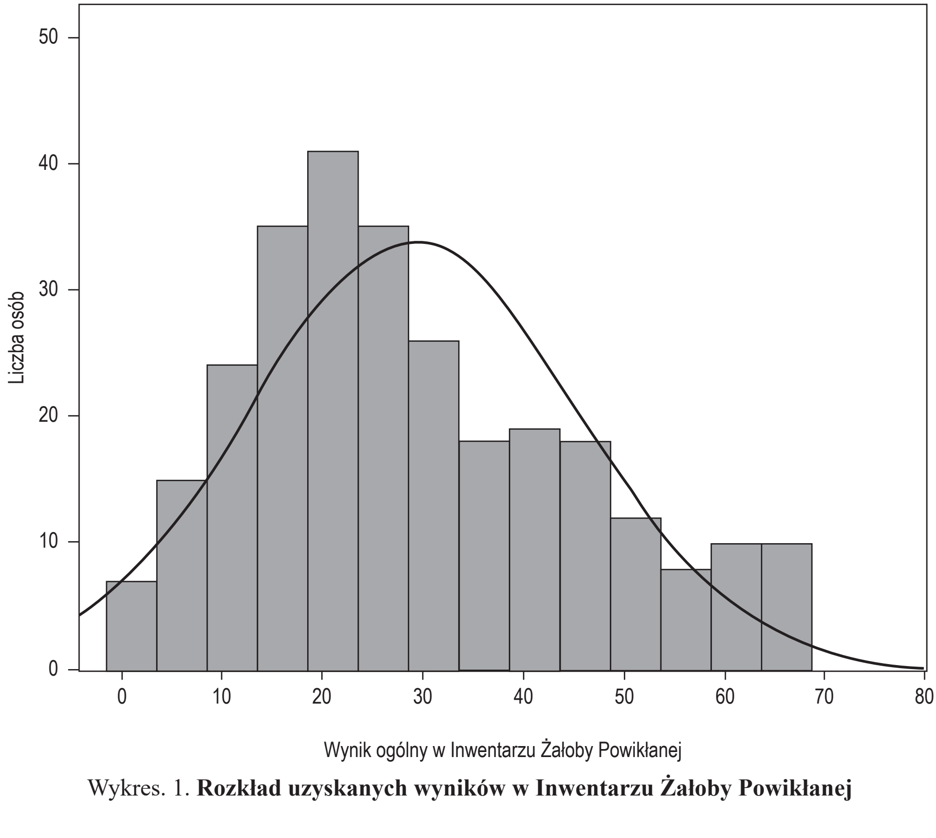
Dla każdego stwierdzenia obliczone zostały średnia i odchylenie standardowe. Obliczono również odsetek osób, które przejawiały dany symptom w stopniu klinicznym. W tym celu posłużono się propozycją Simon i wsp. [22] – uczestników badań odpowiadających na określone stwierdzenie „często” lub „zawsze” przyporządkowano do grupy osób, u których dany symptom występuje w stopniu klinicznym (tab. 3).

Tabela 3. **Statystyki opisowe dla każdego stwierdzenia w polskiej wersji Inwentarza Żałoby Powikłanej (n = 278)**

Stwierdzenie	N	%	M	SD
1. Tak dużo myślę o osobie, która zmarła, że trudno mi robić rzeczy, które zazwyczaj robię.	84	30	1,87	1,042
2. Wspominanie osoby, która zmarła, wytrąca mnie z równowagi.	48	17	1,40	1,233
3. Czuję, że nie mógłbym/nie mogłabym zaakceptować tego, że ta osoba nie żyje.	72	26	1,54	1,304
4. Odczuwam tęsknotę za tą osobą.	191	69	2,95	,965
5. Czuję, że miejsca i rzeczy związane z tą osobą przyciągają mnie.	120	43	2,26	1,170
6. Nie mogę powstrzymać się od odczuwania złości w związku ze śmiercią tej osoby	71	26	1,56	1,281
7. Nie mogę uwierzyć w to, co się stało.	99	36	1,91	1,351

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

8. Czuję się zszokowany/-a lub oszołomiony/-a tym, co się stało.	90	32	1,80	1,331
9. Odkąd on/ona zmarł/zmarła trudno mi zaufać ludziom.	35	13	0,97	1,215
10. Od kiedy on/ona zmarł/zmarła czuję się jakbym stracił/-a zainteresowanie innymi ludźmi lub odczuwam dystans wobec ludzi, na których mi zależy.	37	13	0,94	1,197
11. Odczuwam ból w tych samym miejscu ciała lub mam takie same objawy jak osoba, która zmarła.	26	9	0,59	1,077
12. Staram się unikać rzeczy, które przypominają mi tę osobę.	38	14	0,95	1,199
13. Czuję, że życie jest puste bez osoby, która zmarła.	100	36	2,02	1,270
14. Słyszę głos tej osoby mówiący do mnie.	38	14	0,91	1,234
15. Widzę tę osobę stojącą przede mną.	38	14	0,91	1,227
16. Czuję, że niesprawiedliwe jest to, że ta osoba zmarła, a ja normalnie żyję.	47	17	1,10	1,323
17. Czuję się rozgoryczony/-a śmiercią bliskiej osoby.	119	43	2,14	1,296
18. Zazdroszczę innym ludziom, których bliscy nie zmarli.	84	30	1,60	1,463
19. Od momentu śmierci tej osoby czuję się bardzo samotny.	74	27	1,66	1,281



Wykres. 1. **Rozkład uzyskanych wyników w Inwentarzu Żałoby Powikłanej**

Większość osób badanych odczuwała tęsknotę za zmarłym (69%). Badanym towarzyszyło rozgoryczenie z powodu utraty kogoś bliskiego (43%), niedowierzanie (36%), szok związany z jego śmiercią (32%), poczucie pustki (36%) oraz wrażenie przyciągania przez rzeczy związane ze zmarłym (43% osób badanych). Najniższy odsetek badanych doświadczał w znacznym stopniu objawów związanych z izolacją społeczną (utrata zaufania – 13% i zainteresowania innymi ludźmi – 13%) oraz objawów o charakterze psychotycznym (słyszenie zmarłego – 14% i widzenie zmarłego – 14%).

Rzetelność

Rzetelność testu oszacowano na podstawie badania zgodności wewnętrznej za pomocą współczynnika α Cronbacha. Wartość współczynnika dla polskiej wersji skali jest satysfakcjonująca ($\alpha = 0{,}941$) i nie wzrasta po usunięciu żadnego ze stwierdzeń.

Trafność czynnikowa

Przyjęto założenie o jednoczynnikowej strukturze skali. Struktura ta uzyskała potwierdzenie m.in. w badaniach japońskich i włoskich [17, 19]. W celu ustalenia, w jakim stopniu założona jednoczynnikowa struktura adaptowanego narzędzia pomiarowego jest trafna w konfrontacji z danymi uzyskanymi w badaniu własnym, przeprowadzono konfirmacyjną analizę czynnikową (CFA), stosując komputerowe rozwiązanie oferowane w pakiecie AMOS 24. Analizy przebiegały dwuetapowo. Najpierw założono nieskorelowanie błędów pomiaru. Uzyskane wskaźniki dopasowania postulowanego modelu wskazywały na jego słabe dopasowanie do danych. Wskaźnik RMSEA = 0,128 przekraczał wartość 0,10, powyżej której model jest nie do zaakceptowania [38]. Indeks SRMR = 0,075 nie przekraczał wartości krytycznej akceptacji modelu ustalonej na poziomie 0,08 [39]. Pozostałe wskaźniki dopasowania dla tego modelu, takie jak $\chi^2 = 843{,}92$ ($df = 152$; $p < 0{,}001$), $\chi^2/df = 5{,}55$; CFI = 0,789; TLI = 0,805, wskazywały jednak na słabe dopasowanie modelu z założeniem nieskorelowania błędów pomiaru. Analiza treści stwierdzeń pozwoliła wszakże uznać za uzasadnione merytorycznie dopuszczenie korelacji między błędami pomiaru. Można bowiem oczekiwać wspólnego podłoża dla różnych grup objawów, wyjaśniającego korelacje między pozycjami mierzącymi te objawy. Możliwość wyodrębnienia takich grup objawów potwierdzają wyniki analiz przeprowadzonych przez Simon i wsp. [22].

W związku z tym w testowanym modelu na podstawie analizy wskaźników modyfikacji dopuszczono skorelowanie błędów pomiaru między stwierdzeniami należącymi do tej samej grupy objawów wyodrębnionej przez Simon i wsp. [22]. Dopuszczono skorelowanie błędów pomiaru między stwierdzeniami 4 i 13 oraz 13 i 19 (odnoszą się do odczuć związanych z brakiem obecności osoby, która zmarła), między stwierdzeniami 7 i 8 (są zbliżone treściowo i odnoszą się do szoku oraz niedowierzania), między stwierdzeniami 9 i 10 (opisują relacje z innymi ludźmi), między stwierdzeniami 14 i 15 (odnoszą się do halucynacji związanych ze zmarłym), między stwierdzeniami 2 i 12 oraz między 5 i 12 (według propozycji Simon i wsp. [22] tworzą jedną grupę objawów). Ze względu na podobieństwo treściowe dopuszczono ponadto korelację

między stwierdzeniami 4 i 5. Miary dopasowania dla modelu ze skorelowanymi błędami pomiaru były następujące: $\chi^2 = 339{,}87$; $df = 130$; $p < 0{,}001$; $\chi^2/df = 2{,}614$; RMSEA = 0,075(0,066–0,085); CFI = 0,931; TLI = 0,918; SRMR = 0,057. Analiza wartości wskaźników dopasowania pozwoliła przyjąć, że model zakładający istnienie jednoczynnikowej struktury skali jest stosunkowo trafny. Dopuszcza on jednak skorelowanie błędów. Wartości ładunków czynnikowych mieszczą się w przedziale od 0,50 do 0,77.

Trafność kryterialna

Test *U* Manna–Whitneya wykazał, że osoby, które doświadczyły śmierci współmałżonka lub dziecka, mają istotnie wyższy wynik w skali ICG niż osoby doświadczające śmierci rodzica ($Z = –2{,}643$; $p < 0{,}01$).

Trafność zbieżna i różnicowa

Trafność zbieżną i różnicową określano na podstawie analizy związku skali ICG ze zmiennymi, które (sugerując się dotychczas prowadzonymi badaniami naukowymi) powinny korelować z tą metodą. Przeprowadzone analizy ukazały umiarkowany dodatni związek wyniku ogólnego skali ICG z depresją ($r = 0{,}50$; $p < 0{,}001$), zaburzeniami po stresie traumatycznym ($r = 0{,}67$; $p < 0{,}001$) i lękiem rozumianym jako cecha ($r = 0{,}59$; $p < 0{,}001$). Wynik ogólny w skali ICG wykazywał również ujemną korelację ze zmiennymi dotyczącymi pozytywnych oczekiwań co do przyszłości: z optymizmem ($r = –0{,}37$; $p < 0{,}001$), nadzieją na sukces ($r = –0{,}19$; $p = 0{,}001$), uogólnionym przekonaniem o własnej skuteczności ($r = –0{,}27$; $p < 0{,}001$), a także z tolerancją niejednoznaczności ($r = –0{,}27$; $p < 0{,}001$) (tab. 4).

Dyskusja wyników

Celem niniejszych badań przeprowadzonych wśród 278 dorosłych osób była ocena rzetelności i trafności polskiej wersji *Inwentarza Żałoby Powikłanej*. Uzyskane wyniki dowodzą, że polska wersja ICG jest narzędziem trafnym i rzetelnym, które może być wykorzystywane do oceny nasilenia powikłań w procesie żałoby.

Zgodnie z przewidywaniami związek między wynikiem ogólnym w skali ICG i skalami badającymi nasilenie depresji, zaburzeń po stresie traumatycznym i natężenie lęku jest dodatni. Współczynnik korelacji między żałobą powikłaną a powyższymi konstruktami jest umiarkowany, co jest argumentem za tym, że żałoba powikłana stanowi unikalną jednostkę, choć może współwystępować z innymi zaburzeniami zdrowia psychicznego. Dowiodły tego również podłużne badania przeprowadzone przez Bonanno i wsp. [40], w których kontrolowano znaczenie depresji i PTSD w wyjaśnianiu funkcjonowania psychospołecznego. Badania te ukazały, że żałoba powikłana jest unikalnym predyktorem przy wyjaśnianiu wariancji całkowitej funkcjonowania społecznego.

Długotrwałe konsekwencje śmierci bliskiej osoby i tego, w jakich okolicznościach do niej doszło, mogą być związane z doświadczaniem różnych zaburzeń zdrowia

Tabela 4. **Statystyki opisowe i wartości współczynników korelacji między analizowanymi zmiennymi**

Zmienne	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Żałoba powikłana (ICG)	29,06	16,4										
2. Zaburzenia po stresie traumatycznym (IES-R)	38,56	21,83	0,67***									
3. Intruzje (podskala IES-R)	15,77	8,95	0,63***	0,95***								
4. Pobudzenie (podskala IES-R)	11,22	7,6	0,68***	0,95***	0,85***							
5. Unikanie (podskala IES-R)	11,56	6,85	0,54***	0,90***	0,76***	0,80***						
6. Depresja (BDI)	9,95	8,54	0,50***	0,36***	0,35***	0,38***	0,28***					
7. Lęk – cecha (STAI)	44,72	9,79	0,59***	0,47***	0,44***	0,48***	0,39***	0,70***				
8. Nadzieja na sukces (AHS)	45,68	8,5	-0,19**	-0,06	-0,02	0,09	-0,06	-0,37***	-0,43***			
9. Optymizm (LOT-R)	14,68	4,31	-0,37***	-0,28***	-0,26***	-0,29***	-0,22***	-0,53***	-0,60***	0,54***		
10. Uogólnione przekonanie o własnej skuteczności (GSES)	29,19	4,55	-0,27***	-0,12*	-0,12*	-0,13*	-0,09	-0,52***	-0,49***	0,66***	0,53***	
11. Tolerancja niejednoznaczności	39,61	9,76	-0,27***	-0,25***	-0,29***	-0,24***	-0,15*	-0,33***	-0,46***	0,31***	0,30***	0,38***

***$p < 0,001$; **$p < 0,01$; *$p < 0,05$ (dwustronnie)

psychicznego, co nieraz rodzi trudności w zakresie diagnostyki różnicowej. Różnice między żałobą powikłaną a depresją i zaburzeniem po stresie traumatycznym (PTSD) dotyczą sfery afektywnej i poznawczo-behawioralnej [3]. Kluczowym przejawem żałoby powikłanej jest silna tęsknota za zmarłym, która znacznie utrudnia codzienne funkcjonowanie. Inne symptomy afektywne w żałobie powikłanej (takie jak smutek i poczucie winy) również są skoncentrowane wokół osoby zmarłego, podczas gdy w depresji mają one charakter bardziej globalny. W zaburzeniu po stresie traumatycznym poczucie winy (jeśli jest obecne) odnosi się do wydarzenia traumatycznego i jego konsekwencji. Ruminacje u osób cierpiących z powodu żałoby powikłanej przybierają postać intensywnych, powracających myśli i wspomnień dotyczących osoby zmarłej. Mogą mieć one charakter intencjonalny – rozmyślania o zmarłym stają się wówczas w pewnym sensie próbą „zatrzymania tego, który odszedł" [41]. W zaburzeniu po stresie traumatycznym ruminacje są ważnym kryterium diagnostycznym i koncentrują się wokół wydarzenia traumatycznego (tragicznych okoliczności śmierci bliskiej osoby). Często mają charakter intruzywny, a osoba, która doświadczyła traumy, stara się ich unikać. Jeśli uporczywe myśli występują w depresji, dotyczą raczej uogólnionych negatywnych przekonań na temat siebie, świata i przyszłości. Osoby cierpiące z powodu żałoby powikłanej często unikają bodźców, które konfrontują je z realnością i nieodwracalnością doświadczonej utraty. Zdarza się, że pozostawiają rzeczy osobiste i pokój osoby zmarłej bez zmian, tak jakby ta miała za chwilę powrócić. Objawy unikania w zaburzeniu po stresie traumatycznym są związane z utratą poczucia bezpieczeństwa i odnoszą się do bodźców przypominających samo traumatyczne zdarzenie (okoliczności śmierci) [3].

Jak zauważają Stroebe i wsp. [42], objawy różnych zaburzeń zdrowia psychicznego wywołanych utratą mogą nie tylko współwystępować, ale też ze sobą interferować. W sytuacji traumatycznych okoliczności śmierci bliskiej osoby wspomnienia dotyczące zmarłego mogą prowadzić do wtargnięć myśli i obrazów związanych z tym wydarzeniem (symptom zaburzenia po stresie traumatycznym). Dlatego osoby cierpiące z powodu zaburzeń po stresie traumatycznym mogą mieć tendencję do unikania wspominania osoby zmarłej, co blokuje proces żałoby. Efektem tego może być nasilenie objawów żałoby powikłanej. W kontekście diagnostycznym i terapeutycznym istotna jest zatem identyfikacja różnych współwystępujących zaburzeń zdrowia psychicznego i określenie ich roli w procesie żałoby.

Dotychczas prowadzone badania dowiodły, że negatywne przekonania dotyczące przyszłości w istotny sposób wiążą się z żałobą powikłaną [13]. Zgodnie z oczekiwaniami niniejsze badania ukazały, że im większe nasilenie optymizmu, nadziei na sukces i uogólnionego przekonania o własnej skuteczności, tym niższy poziom żałoby powikłanej. Pozytywne przekonania co do przyszłości mogą zatem sprzyjać przystosowaniu się do sytuacji utraty. Poczucie skuteczności w radzeniu sobie z codziennymi wyzwaniami bez osoby zmarłej oraz pozytywna wizja przyszłości pozwalają na odkrywanie nowych życiowych celów i nadziei. Zaangażowanie w ich realizację może sprawiać, że osoba pogrążona w żałobie w mniejszym stopniu będzie koncentrowała się na poniesionej utracie. Teza ta wymaga jednak potwierdzenia w badaniach podłużnych. Istotne w dalszych badaniach wydaje się również zwrócenie uwagi na mechanizmy

radzenia sobie, które mogą mediować związek między pozytywnymi przekonaniami dotyczącymi przyszłości a nasileniem żałoby powikłanej.

Badania Ott i wsp. [43], którymi zostały objęte osoby doświadczające śmierci współmałżonka, ukazują, że trudności w radzeniu sobie z utratą bliskiej osoby są znaczące zwłaszcza wtedy, gdy śmierć następuje nagle i niespodziewanie. Nagła śmierć współmałżonka wiąże się z doświadczeniem żałoby chronicznej oraz depresji. Zależność między traumatycznymi okolicznościami śmierci bliskiej osoby a nasileniem symptomów żałoby powikłanej jest istotna również w wypadku innych rodzajów utraty, np. śmierci dziecka [44]. Niezwykle trudno jest bowiem nadać sens utracie, która następuje przedwcześnie, wbrew naturalnemu porządkowi świata. Niniejsze badania zgodnie z oczekiwaniami ujawniły, że osoby doświadczające utraty dziecka lub współmałżonka w większym stopniu przejawiają objawy żałoby powikłanej niż osoby doświadczające śmierci rodzica.

Wskaźniki dopasowania postulowanego przez niektórych badaczy [16, 17, 19] jednoczynnikowego modelu (przy założeniu nieskorelowania błędów pomiaru) wskazywały, że model ten nie oddaje w adekwatny sposób struktury skali ICG. Model zakładający istnienie jednego czynnika w strukturze skali, dopuszczający skorelowanie błędów pomiaru, może być przyjęty jako dopasowany do danych.

Wnioski

Możemy stwierdzić, że wstępne badania nad adaptacją polskiej wersji ICG dowiodły, że jest to narzędzie trafne i rzetelne. Konieczne są jednak dalsze badania (w grupach klinicznych – zwłaszcza wśród osób poszukujących pomocy psychologicznej/psychiatrycznej w związku ze śmiercią bliskiej osoby), które pomogłyby lepiej zrozumieć strukturę objawów żałoby powikłanej oraz dokonać normalizacji prezentowanej metody badawczej.

Piśmiennictwo

1. Glass RM. *Is grief a disease? Sometimes*. JAMA 2005; 293(21): 2658–2660.
2. Kersting A, Brähler E, Glaesmer H, Wagner B. *Prevalence of complicated grief in a representative population-based sample*. J. Affect. Disord. 2011; 131(1–3): 339–343.
3. Shear MK. *Complicated grief*. N. Engl. J. Med. 2015; 372(2): 153–160.
4. Prigerson HG, Horowitz MJ, Jacobs SC, Parkes CM, Aslan M, Goodkin K i wsp. *Prolonged grief disorder: Psychometric validation of criteria proposed for DSM-V and ICD-11*. PLoS Med. 2009; 6(8): e1000121.
5. Prigerson HG, Jacobs SC. *Traumatic grief as a distinct disorder: A rationale, consensus criteria, and a Preliminary Empirical Test*. W: Stroebe MS, Hansson RO, Stroebe W, Schut H. red. *Handbook of bereavement research: Consequences, coping, and care*. Washington, DC: American Psychological Association; 2001. S. 613–646.
6. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®)*. Va: American Psychiatric Pub; 2013.

7. Bielecka U. *Mity na temat zdrowej i patologicznej żałoby.* Psychiatria i Psychologia Kliniczna 2012; 1 (12): 62-66.
8. Tucholska S. *Psychologiczna analiza procesu żałoby*. W: Steuden S, Tucholska S red. *Psychologiczne aspekty doświadczania żałoby*. Lublin: Wydawnictwo Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego; 2009. S. 12–33.
9. Barlé N, Wortman CB, Latack JA. *Traumatic Bereavement: Basic Research and Clinical Implications*. J. Psychother. Integrat. 2017; 27(2): 127–139.
10. Stroebe MS, Folkman S, Hansson RO, Schut H. *The prediction of bereavement outcome: Development of an integrative risk factor framework*. Soc. Sci. Med. 2006; 63(9): 2440–2451.
11. Sanders CM. *Grief: The mourning after. Dealing with adult bereavement*. J. Psychiatr. Ment. Hlt. 1999; 6(5): 406–407.
12. Boelen PA, Hout van den MA, Bout van den J. *A Cognitive-behavioral conceptualization of complicated grief*. Clin. Psychol. (New York) 2006; 13(2): 109–128.
13. Boelen PA, Keijser de J, Smid G. *Cognitive-behavioral variables mediate the impact of violent loss on post-loss psychopathology*. Psychol. Trauma 2015; 7(4): 382–390.
14. Boelen PA. *Optimism in prolonged grief and depression following loss: A three-wave longitudinal study*. Psychiatry Res. 2015; 227(2–3): 313–317.
15. Boss P. *Family stress management: A contextual approach*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications; 2002.
16. Prigerson HG, Maciejewski PK, Reynolds CF, Bierhals AJ, Newsom JT, Fasiczka A i wsp. *Inventory of Complicated Grief: A scale to measure maladaptive symptoms of loss*. Psychiatry Res. 1995; 59(1): 65–79.
17. Han DH, Lee JJ, Moon DS, Cha MJ, Kim MA, Min S i wsp. *Korean version of Inventory of Complicated Grief scale: Psychometric properties in Korean adolescents*. J. Korean Med. Sci. 2016; 31(1): 114–119.
18. Marques L, Bui E, LeBlanc N, Porter E, Robinaugh D, Dryman MT i wsp. *Complicated grief symptoms in anxiety disorders: Prevalence and associated impairment*. Depress. Anxiety 2013; 30(12): 1211–1216.
19. Carmassi C, Shear MK, Massimetti G, Wall M, Mauro C, Gemignani S i wsp. *Validation of the Italian version Inventory of Complicated Grief (ICG): A study comparing CG patients versus bipolar disorder, PTSD and healthy controls*. Compr. Psychiatry 2014; 55(5): 1322–1329.
20. O'Connor M, Lasgaard M, Shevlin M, Guldin MB. *A confirmatory factor analysis of combined models of the Harvard Trauma Questionnaire and the Inventory of Complicated Grief-Revised: Are we measuring complicated grief or posttraumatic stress?* J. Anxiety Disord. 2010; 24(7): 672–679.
21. Shear MK, Simon N, Wall M, Zisook S, Neimeyer R, Duan N i wsp. *Complicated grief and related bereavement issues for DSM-5*. Depress. Anxiety 2011; 28(2): 103–117.
22. Simon NM, Wall MM, Keshaviah A, Dryman MT, LeBlanc NJ, Shear MK. *Informing the symptom profile of complicated grief*. Depress. Anxiety 2011; 28(2): 118–126.
23. Weiss D, Marmar C. *The impact of Event Scale-Revised*. W: Wilson J, Keane T. red. *Assessing psychological trauma and PTSD: A handbook for practitioners*. New York: Guildford Press; 1997. S. 399–411.
24. Juczyński Z, Ogińska-Bulik N. *Pomiar zaburzeń po stresie traumatycznym – polska wersja Zrewidowanej Skali Wpływu Zdarzeń*. Psychiatria 2009; 6(1): 15–25.
25. Spielberger CD, Gorsuch RL, Lushene RE. *State-trait anxiety inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press; 1970.

26. Sosnowski T, Wrześniewski K, Jaworowska A, Fecenec D. *STAI – Inwentarz Stanu i Cechy Lęku*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego; 2011.
27. Parnowski T, Jernajczyk W. *Inwentarz Depresji Becka w ocenie nastroju osób zdrowych i chorych na choroby afektywne*. Psychiatr. Pol. 1977; 11(4): 417–421.
28. Scheier MF, Carver CS, Bridges MW. *Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A reevaluation of the Life Orientation Test*. J. Pers. Soc. Psychol. 1994; 67(6): 1063–1078.
29. Juczyński Z. *Narzędzia pomiaru w promocji i psychologii zdrowia [Measurements for health psychology and health promotion]*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego; 2001.
30. Snyder CR. *Conceptualizing, measuring, and nurturing hope*. J. Couns. Dev. 1995; 73(3): 355–360.
31. Łaguna M, Trzebiński J, Zięba M. *Kwestionariusz Nadziei na Sukces KNS: podręcznik*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego; 2005.
32. Jerusalem M, Schwarzer R. *Self-efficacy as a resource factor in stress appraisal processes*. W: Schwarzer R. red. *Self-efficacy: Thought control of action*. Washington, DC: Hemisphere; 1992. S. 195–213.
33. McLain DL. *Evidence of the properties of an ambiguity tolerance measure: The Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale – II (MSTAT-II)*. Psychol. Rep. 2009; 105(3 Pt 1): 975–988.
34. Lachowska B, Ludwikowska K. *Tolerancja niejednoznaczności i jej pomiar – polska adaptacja Skali Tolerancji Niejednoznaczności Wielorakich Typów Bodźców MSTAT– II Davida L. McLaina*. Roczniki psychologiczne 2018; 20(4): 855-874.
35. Grös DF, Antony MM, Simms LJ, McCabe RE. *Psychometric properties of the State-Trait Inventory for Cognitive and Somatic Anxiety (STICSA): Comparison to the State-Trait Anxiety Inventory (STAI)*. Psychol. Assess. 2007; 19(4): 369–381.
36. Beck AT, Ward CH, Mendelson M, Mock J, Erbaugh J. *An Inventory for measuring depression*. Arch. Gen. Psychiatry 1961; 4(6): 561–571.
37. Beck AT, Steer RA, Carbin MG. *Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation*. Clin. Psychol. Rev. 1988; 8(1): 77–100.
38. Browne, MW, Cudeck R. *Alternative ways of assessing model fit*. W: Bollen KA, Long JS. red. *Testing Structural Equation Models*. New Bury Park, CA: Sage; 1993. S. 136-162
39. Hu L, Bentler PM. *Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives*. Structural Equation Modeling 1999; 6(1): 1-55.
40. Bonanno GA, Neria Y, Mancini A, Coifman KG, Litz B, Insel B. *Is there more to complicated grief than depression and posttraumatic stress disorder? A test of incremental validity*. J. Abnorm. Psychol. 2007; 116(2): 342–351.
41. Drescher K, Foy D. *When horror and loss intersect: Traumatic experiences and traumatic bereavement*. Pastoral Psychology 2010; 59(2): 147–158.
42. Stroebe M, Schut H, Finkenauer C. *The traumatization of grief? A conceptual framework for understanding the trauma-bereavement interface*. Isr. J. Psychiatry Relat. Sci. 2001; 38(3–4): 185–201.
43. Ott CH, Lueger RJ, Kelber ST, Prigerson HG. *Spousal bereavement in older adults: Common, resilient, and chronic grief with defining characteristics*. J. Nerv. Ment. Dis. 2007; 195(4): 332–341.

44. Keesee NJ, Currier JM, Neimeyer RA. *Predictors of grief following the death of one's child: The contribution of finding meaning*. J. Clin. Psychol. 2008; 64(10): 1145–1163.

Adres: Karolina Ludwikowska-Świeboda
Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej
Katedra Psychologii Emocji i Osobowości
Instytut Psychologii
20-080 Lublin, pl. Litewski 5
e-mail: karolina.ludwikowska@gmail.com

Otrzymano: 28.12.2017
Zrecenzowano: 3.04.2018
Otrzymano po poprawie: 6.05.2018
Przyjęto do druku: 27.05.2018